

© В. А. РОЖКОВ,* Ю. П. КЛЕВАНЦОВ,** Е. Н. ЛИТИНА,***
С. КАЙТАЛА,***Е. А. ЗАХАРЧУК***

МЕТОДЫ И РЕЗУЛЬТАТЫ СТАТИСТИЧЕСКОГО АНАЛИЗА МОНИТОРИНГА БАЛТИЙСКОГО МОРЯ С ПОМОЩЬЮ СИСТЕМЫ ALG@LINE

Термин «мониторинг» (от английского monitoring — проверка, контроль, контролирование) в гидрометеорологии используется в довольно широком смысле [13] не только как регулярное получение и анализ информации об объекте исследования (включая полигонные измерения и сезонные съемки моря), но и, более того, — до усвоения натурных данных в гидродинамических моделях (включая адаптацию модели к истинным состояниям в точках измерений).

С целью расширения мониторинговых исследований и получения адекватной информации о состоянии Балтийского моря в 1993 г. в Финляндии был создан проект Alg@line [15]. Он включает в себя сочетание различных методов получения информации, основным из которых является измерение показателей проточной воды с помощью пакета инструментов «Ferry Box», установленных на пассажирских и торговых паромов, курсирующих по Балтийскому морю (Silja Line и Transfennica Ltd). Пример маршрута «Хельсинки—Любек» показан на рис. 1.

На паромов по мере их движения производится непрерывный забор воды (3 л/мин) с глубины 5 м, которая проходит по системе измерительных приборов (флуориметры, термосалинограф), автоматически фиксирующей температуру (T), соленость (S), флуоресценцию хлорофилла, фикоцианина и растворенного органического вещества, мутность, а также координаты, дату и время измерений и скорость судна (все с дискретностью около 20 с и пространственным разрешением примерно 200 м). Для обработки такой многомерной информации $\Xi(\vec{r}, t)$ необходимо учесть, что она аналогична выполнению океанологического разреза, на котором каждое i -е измерение $\xi(r_i, t_i)$ выполняется в точке r_i в момент времени t_i , т. е. аргумент принадлежит двумерному пространству. По поводу того, какую информацию дают «океанологические разрезы», писал еще А. Defant в статье [14] под названием «Действительность и иллюзия в океанографических съемках». В настоящей работе учитывается почти периодичность «регулярных» рейсов паромов и используется способ снижения мерности пространства аргументов на основе теории почти периодических случайных процессов [5].

Этот подход является альтернативой *наиболее общего подхода*: $\xi(r_i, t_i)$ — случайная функция (СФ) двух аргументов (r_i, t_i), когда значения аргументов и значение функции случайны. Он использован при подготовке данных: а) в проекте «Моря СССР», где собрана по Балтийскому морю [3] информация в точках международных станций (BY1, BY2, ... : положение некоторых из них показано на рис. 1), накопленная в пределах заданного месяца за многие годы. В этом варианте прослеживаются (по результатам статистического анализа данных) годовой ход и сезонная изменчивость СФ $\xi(r_i, t_i)$; б) в справочниках по ветру и волнению Мирового океана, где Балтийское море [4] пред-

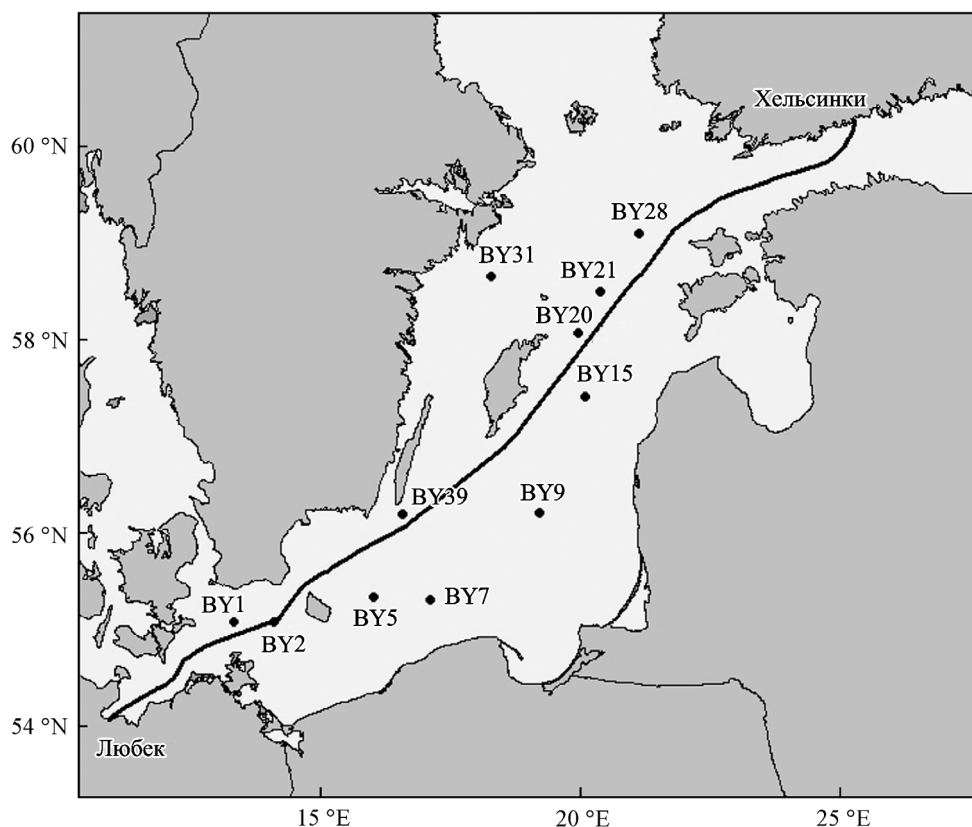


Рис. 1. Маршрут движения парома «Finnmaid» из Хельсинки в Любек и международные станции мониторинга.

ставляется в виде 36 районов, информация о попутных судовых наблюдениях разбита по районам и сезонам. В этом варианте изучаются тип распределения вероятностей (высот, периодов, длин) волн и его параметры, оцениваемые по квантилям распределения (чаще всего через медиану и интерквартильное расстояние); в) для статистического TS-анализа в техниках $\vec{r}$ и (t) [10].

Но обсуждаемый здесь подход не противоречит *общему*, а дополняет его за счет выявления пространственно-временных статистических связей в диапазонах суточной и синоптической изменчивости с учетом ее сезонной и межгодовой модуляции. Пользуясь «регулярностью» рейсов, можно перейти в пространстве образов $\Xi(\vec{r}, t)$ к разбиению ансамбля «пространственной неоднородности поля и его временной изменчивости» на алгебраическую неоднородность поля и полицикличность его изменчивости (в суточном, синоптическом, сезонном и межгодовом диапазонах). Снижение мерности двумерного пространства (r_i, t_i) в одномерное достигается благодаря зависимости $r_i = ct_i$, где (r_i, t_i) фиксированы, а c — скорость движения судна — случайная величина (СВ).

Почти периодические функции и почти периодически коррелированные случайные процессы (почти ПКСП). В энциклопедии [7] почти периодическая функция определена как функция, которая может быть представле-

Таблица 1

Распределение количества рейсов парома «Finnmaid» из Хельсинки в Любек и обратно по годам и месяцам 2009—2012 гг.

Год	Месяцы												За год
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
2009	11	14	16	17	14	11	7	9	11	11	8	—	130
2010	7	16	18	11	13	12	12	11	7	12	12	6	136
2011	19	6	13	3	15	14	14	11	11	8	5	—	119
2012	14	1	7	13	10	11	11	19	12	17	16	14	145

на обобщенным рядом Фурье. Термин «обобщенный ряд Фурье» распространяется далее не только на базис тригонометрических полиномов вида

$$f(x) = \sum_{k=1}^N a_k \exp(i\lambda_k x) \quad (1)$$

(где λ_k — любые действительные числа, a_k — комплексные коэффициенты), но и на базисные функции более общего вида (алгебраические, собственные).

В работе [5] класс почти периодически коррелированных случайных процессов (почти ПКСП) вводится через обобщение определения (1), когда $a_k(t)$ являются случайным процессом. В этой же работе предложены методы оценивания вероятностных характеристик ПКСП при стохастической дискретизации реализаций. До сих пор эти методы не находили должного применения в гидрометеорологии и воспринимались как «математическая абстракция» анализа существующей информационной базы натурных данных. В работе [5] эти методы не были использованы, так как в ней сопоставлялись результаты сезонных съемок с данными многосуточных измерений, но они применены в работе [9] к данным измерений прибрежных и островных ГМС.

Цель работы — сначала предложить описание вида информации, получаемого аппаратурой Alg@line в терминах «почти ПКСП», а затем сделать первые шаги в выполнении многомерного статистического анализа (МСА) ансамбля реализаций $\Xi(\vec{r}, t)$.

Исходные данные и их характеристика. В табл. 1 приведены количество рейсов в год и их распределение по месяцам, а в табл. 2 — распределение по времени сроков начала, конца и продолжительности «рейса». Из табл. 1 и 2 следует, что рейсы квазирегулярны: их средняя продолжительность — около 26 ч, они флуктуируют в довольно узком диапазоне; длина разреза L детерминирована (между фиксированными точками Хельсинки и Любек $L = 1132$ км), скорость движения судна на отдельных участках пути есть СВ; сроки начала и конца прямого (ХЛ) и обратного (ЛХ) рейсов меняются по сезонам и годам.

Разведочный анализ. Реализация $\xi(r_i, t_i)$, представленная на рис. 2, из-за малой дискретности отсчетов (~20 сек) характеризует процесс или поле, изменяющиеся *почти линейно* в пространстве и во времени по крайней мере в пределах часа и на расстоянии около 40 км по длине маршрута. Это дает основание для гипотезы «квазистационарности и квазиоднородности» поля на этом отрезке времени и участке пространства.

Таблица 2

Распределение по времени сроков начала (1) и конца (2) и продолжительности в часах (3) рейсов паром Хельсинки—Любек и обратно (4—6 соответственно) по месяцам 2009 г.

Па- ра- мет- ры	Месяцы										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	16,00—16,30	16,00—16,30	16,00—16,30	12—18	11—18	11—15	15.02—15.14	12—15	15.11—15.36	12—16	13—16
2	18,20—18,50	18,10—18,40	15—18	4—20	13—20	17.18—17.47	17.14—17.29	17.14—17.31	17.21—17.40	17.20—18.05	18.21—19.21
3	26.10—26.39	25.50—26.39	25.40—26.39	26.00—27.10	25.40—26.49	25.40—26.39	26.00—26.19	25.50—26.19	26.00—26.29	25.50—26.19	26.00—26.59
4	2.00—2.30	2.10—2.40	2.10—2.50	01—16	01—16	01—14	01—14	01—14	01—15	01—15	2.20—2.40
5	4—8	4.10—4.39	4.10—4.39	3—6	3—15	3.00—3.39	3.10—4.39	3.10—4.39	3.10—3.19	3.10—4.49	4.10—5.37
6	25.50—26.19	25.40—26.19	25.50—26.29	25.30—26.29	25.30—26.29	25.40—26.29	25.40—26.19	25.50—26.19	25.40—26.09	25.30—26.59	25.55—27.11

Методы анализа данных для ритмики, тренда СФ общеизвестны [1, 2, 5, 6, 8—12].

Однако метод не будет работать, если не учтены характерные особенности гидрометеорологических процессов и специфика натуральных данных. В данной статье ритмика используется в смысле регулярности:

— рейсов (маршрут задан, продолжительность ограничена 26 ч, начало и конец рейса меняются во времени в зависимости от сезона, направление «туда» и «обратно» учитывает возможность проследить не одни, а двое суток в пределах диапазона (5—7 сут) синоптической изменчивости;

— суточного хода температуры воды и воздуха.

Тренд понимается как детерминированная функция, характеризующая:

— пространственные изменения $\xi(r)$ компонента на заданном участке (алгебраический, т. е. линейный, нелинейный тренд);

— временные изменения $\xi(t)$ компонента на заданном промежутке времени (сутки, год) — тригонометрический тренд.

Стохастичности придается различный смысл в зависимости от выбранной вероятностной модели (регрессия; почти ПКСП; авторегрессия — скользящее среднее, АРСС и т. д.).

Вероятностная модель в простейшем виде может быть представлена так:

$$\xi(r, t) = \sum a_k(t) \varphi_k(r), \quad (2)$$

где $a_k(t)$ — случайный процесс, $\varphi_k(r)$ — базис (детерминированная функция).

Тренд. Любой случайный процесс (поле) можно представить в виде:

$$\xi(t) = m(t) + \varepsilon_t, \quad (3)$$

где $m(t)$ — детерминированная функция (тренд), ε — СВ или СФ.

В настоящей статье используются модели (2) и (3).

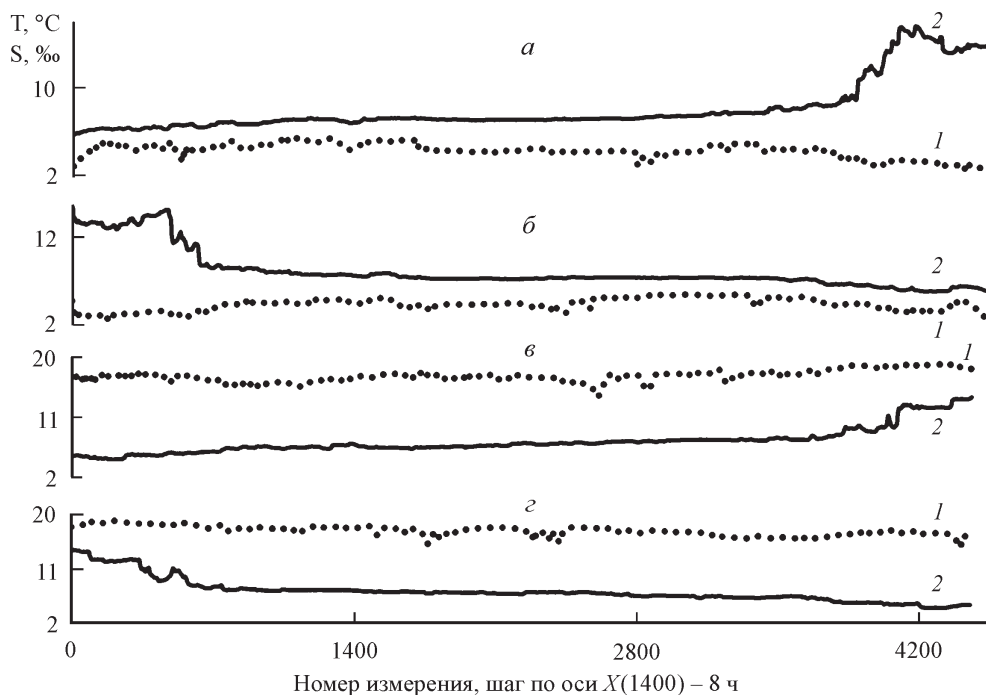


Рис. 2. Пространственно-временной ход температуры воды (1) и солёности (2) в течение рейса парома «Finnmaid» Хельсинки—Любек 13.01.09 г. (а), Любек—Хельсинки 15.01.09 (б), Хельсинки—Любек 23.07.09 (в), Любек—Хельсинки 25.07.09 (г).

$t_0 = 16.03$, $t_{\text{end}} = 18.37$, $dt =$ примерно 20.5 сек, скорость судна меняется от 9—17 узлов в начале и конце рейса до 22—25 узлов на переходе, в открытом море; соответственно меняется и расстояние между соседними измерениями от 100—110 м при 9—10 узлах до 240—260 м при 24—25 узлах хода.

Разложение реализации по системе $\varphi_k(r)$ полиномов П. Л. Чебышева, ортогональных на конечной системе точек. Полиномы $\varphi_k(r)$ вычисляются по рекуррентным формулам

$$\varphi_0(r) \equiv 1, \varphi_1(r) = r - \frac{m+1}{2}, \varphi_{k+1}(r) = \varphi_1 \varphi_k - \frac{k^2(m^2 - k^2)}{4(4k^2 - 1)} \varphi_{k-1}, \quad (4)$$

$$k = 1, 2, \dots, m-1.$$

Из (4) видно, что базисные функции $\varphi_k(r)$ при разных k являются алгебраическими полиномами различных порядков (прямая линия, квадратичная, кубическая параболы и т. д.). Коэффициенты a_k в (2) определяются через скалярное произведение $(\zeta(r), \varphi_k(r))$ функций, где под ζ понимается любая из реализаций; для полиномов (4)

$$a_k = \frac{\sum_{j=1}^m \zeta(r_j) \varphi_k(r_j)}{\sum_{j=1}^m \varphi_k^2(r_j)}. \quad (5)$$

Поскольку в (2) аргумент r — натуральное число от 0 до m , то знаменатель в (5) может быть большим числом, а коэффициенты a_k уменьшаются по

модулю с ростом k . Для сравнения разложения (2) с другими базисными функциями целесообразно перейти к ортонормированной системе базисных функций

$$\hat{\phi}_k(z) = \frac{\Phi_k(z)}{\sqrt{\sum_{j=1}^m \Phi_k^2(z_j)}},$$

обладающей свойством как ортогональности, так и нормированности $\sum_{j=1}^m \hat{\phi}_k^2(z_j) = 1$.

Линейная регрессия. Запишем (3) в виде

$$\xi(t) = \beta_0^* + \beta_1^*(t) + \varepsilon, \quad (6)$$

где β_0, β_1 — параметры, $*$ — оценка параметра, ε — СВ, или белый шум, или СФ более общего вида (например, АРСС).

Параболическая регрессия, когда за $\phi_k(r)$ в (2) приняты алгебраические полиномы (4).

В ПКСП-приближении кроме модели (3), где за тренд принята аппроксимация

$$m(t) = \sum a_k \cos(\omega_k t + \phi_k), \quad (7)$$

используется и модель «почти ПКСП»:

$$\xi_t = \sum_k \xi_k \exp(-i\omega_k t), \quad (8)$$

где ξ_k — стационарные случайные процессы, ϕ_k — фаза.

Суточный цикл. Даже на примере рис. 2 видно, что для температуры воды характерна суточная ритмика (повышение T в дневные часы и понижение T в ночные). Согласно табл. 2, время начала рейса и скорость движения судна — СВ, следовательно, суточную ритмику в приближении «почти ПКСП» к реализациям необходимо изучать в астрономическом времени (от 0 до 23 ч).

На рис. 3 представлена последовательность квантильных диаграмм ансамбля реализаций суточной ритмики T в пределах конкретного месяца. Из рисунка видно, что суточная ритмика T на разрезах (ХЛ) хорошо выражена и зимой, и летом. Удивительно, что в Балтийском море зимой она более контрастна, чем летом. В работе [10] на примере температуры воздуха (T_a) в Санкт-Петербурге показано, что суточный ход T_a менее выражен в зимние месяцы, лучше в остальное время года, с максимумом амплитуды колебаний (точнее, размаха) в летнее время. Согласно рис. 3, суточный цикл T по данным рейсов сильно затушеван (зашумлен) синоптической изменчивостью (одинаковые часы разных суток при смене барических ситуаций) и пространственной неоднородностью акватории (разные точки разреза в один и тот же час).

Пространственный тренд. Наиболее консервативным процессом в смысле суточной ритмики является соленость. Даже на рис. 2 видно, что S при подходе к проливам резко возрастает, поскольку основным фактором измене-

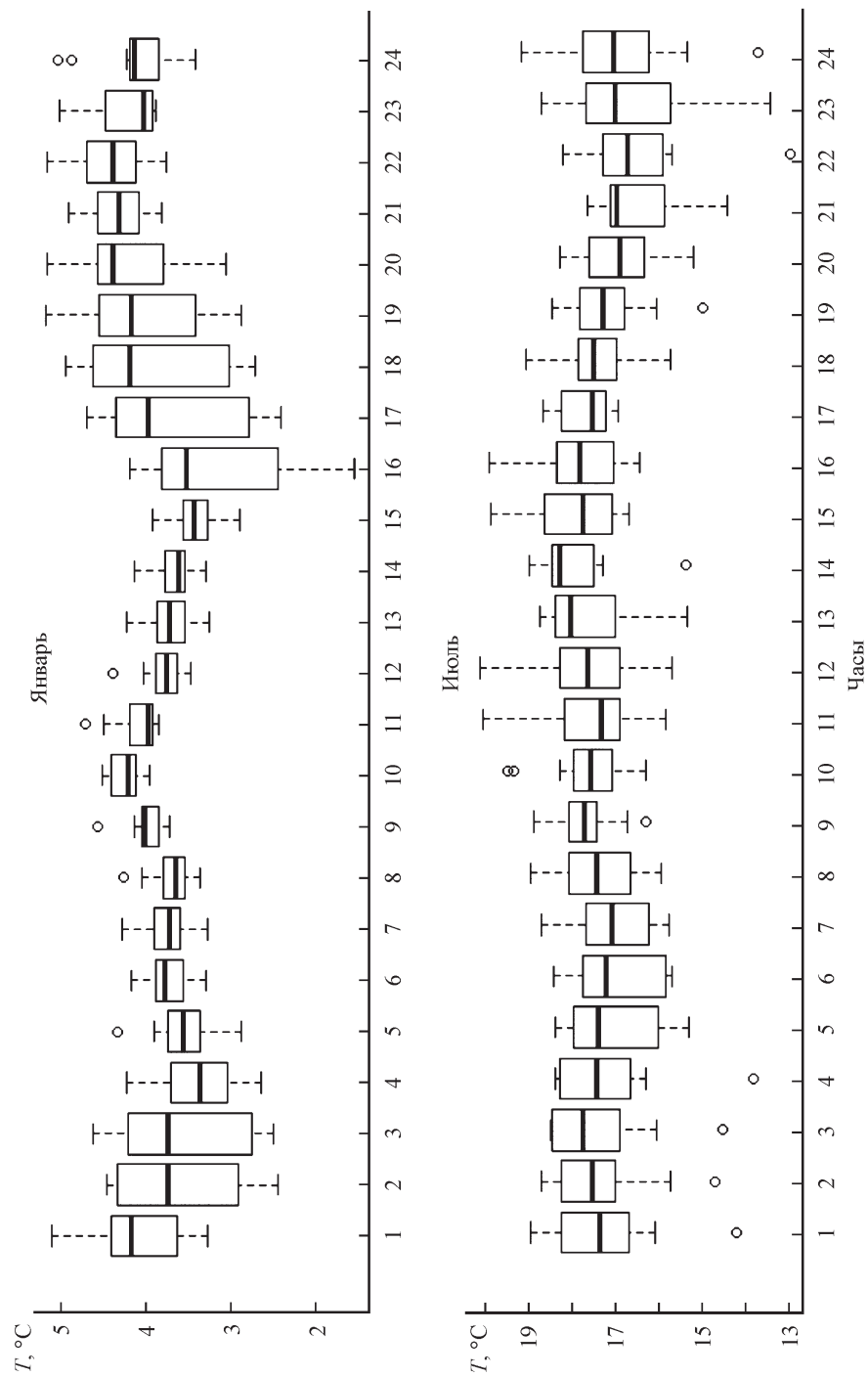


Рис. 3. Последовательность квантильных диаграмм ансамбля реализаций суточной ритмики температуры воды в пределах конкретного месяца.
Точками показаны выбросы.

ния солёности Балтийского моря служит его водообмен с Северным морем, хотя в диапазоне синоптической изменчивости нельзя пренебрегать осадками и испарением. Воспользуемся приемом дисперсионного анализа [2], когда участок пространства рис. 1 делится на несколько частей, например, около Хельсинки, около проливов и в открытом море (при желании этот участок делится на 26 частей для обоснования среднечасового осреднения данных).

На рис. 4 представлены фрагменты $T(r)$ и $S(r)$ различных участков реализации (протяженностью около 40 км), которые судно проходит вблизи точек ВУ (ВУ2, 5, 15, 28) в пределах одного часа. Из рис. 4 видно, что их пространственная неоднородность (судя по линейному и параболическому тренду) является (визуально) весьма существенной.

Статистический TS -анализ. Каждая TS -точка является двумерной случайной величиной, и статистическая оценка плотности ее распределения оценивается по двумерной выборке объема n . Но этот ансамбль подвержен изменениям плотности распределения по переменным (r, t) , следовательно, можно говорить о r - и t -техниках статистического TS -анализа:

r -техника: каждая TS -точка является функцией горизонтальной координаты (r)

$$T = \psi(r), S = \varphi(r), \quad (9)$$

$$T = f(S). \quad (10)$$

Следовательно, выражения (9) можно рассматривать как параметрическое задание TS -кривой, а выражение (10) свидетельствует о зависимости между переменными T и S .

t -техника аналогична по интерпретации при замене в (9) переменной горизонтальной координаты r на время t .

На рис. 5 представлены точечные TS -диаграммы для двух разрезов ХЛ: в январе и в июле. Основной вывод из рис. 5 состоит в том, что пространственно-временную изменчивость можно представить в виде биплотов, на которых каждая из «скрытых переменных» (r, t) приводит к характерному контуру. Из рис. 5 видно, что пространственный TS -тренд затушеван суточным ходом температуры, образы TS -кривых за двое суток (рейсы туда и обратно) мало отличаются.

На рис. 6 представлены TS -диаграммы среднечасовых значений для зимнего и летнего рейсов. Из рис. 6 видно, что кластерная TS -структура отличается в разные сезоны года и что разброс значений по переменным (TS) существенен.

Синоптическая изменчивость. Как следует из табл. 1, паром совершает от 3 до 10 рейсов в месяц, следовательно, TS -диаграммы (рис. 6) и числовые характеристики из табл. 3 могут быть приняты за индикаторы синоптической (внутримесячной) изменчивости.

В табл. 3 приведены минимальные и максимальные значения и оценки среднего, среднего квадратического отклонения (СКО) и коэффициента корреляции r между T и S для рейсов туда (ХЛ) и обратно (ЛХ) для января—февраля и июля—августа 2009 г.

Из табл. 3 следует, что внутримесячная (синоптическая) изменчивость даже зимой не превышает (см. СКО) 2.5 промилле по солёности и 1.3 градуса по температуре.

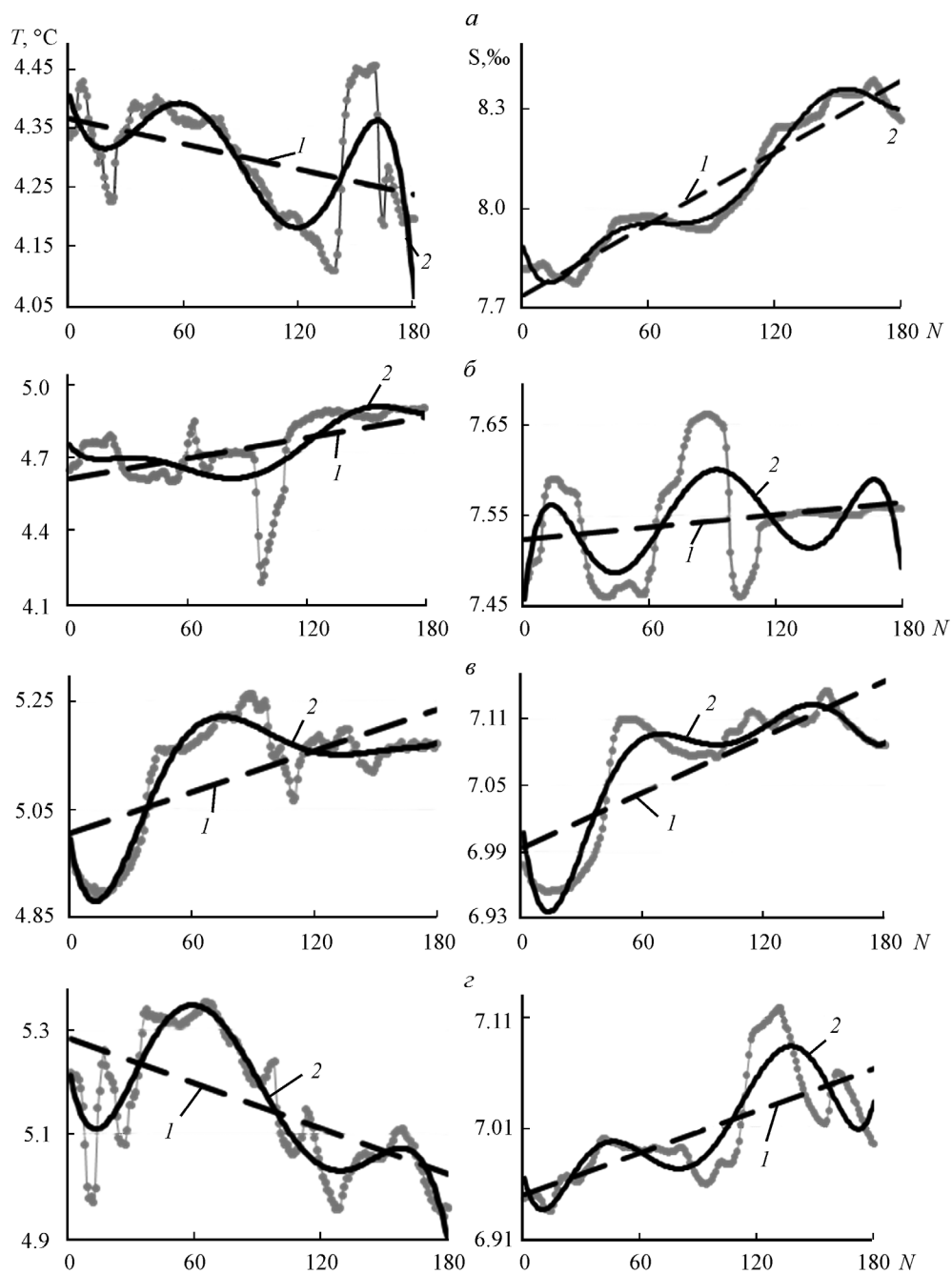


Рис. 4. Графики часовых отрезков по $T, ^\circ\text{C}$ и $S, \text{‰}$.

Вблизи международных станций ВУ2 (*a*), ВУ15 (*б*), ВУ28 (*з*): рейс Хельсинки—Любек 13.01.09, $dt \approx 20$ сек, $dN = 60 = 20$ мин; тренды: линейный (1), полиномиальный (2).

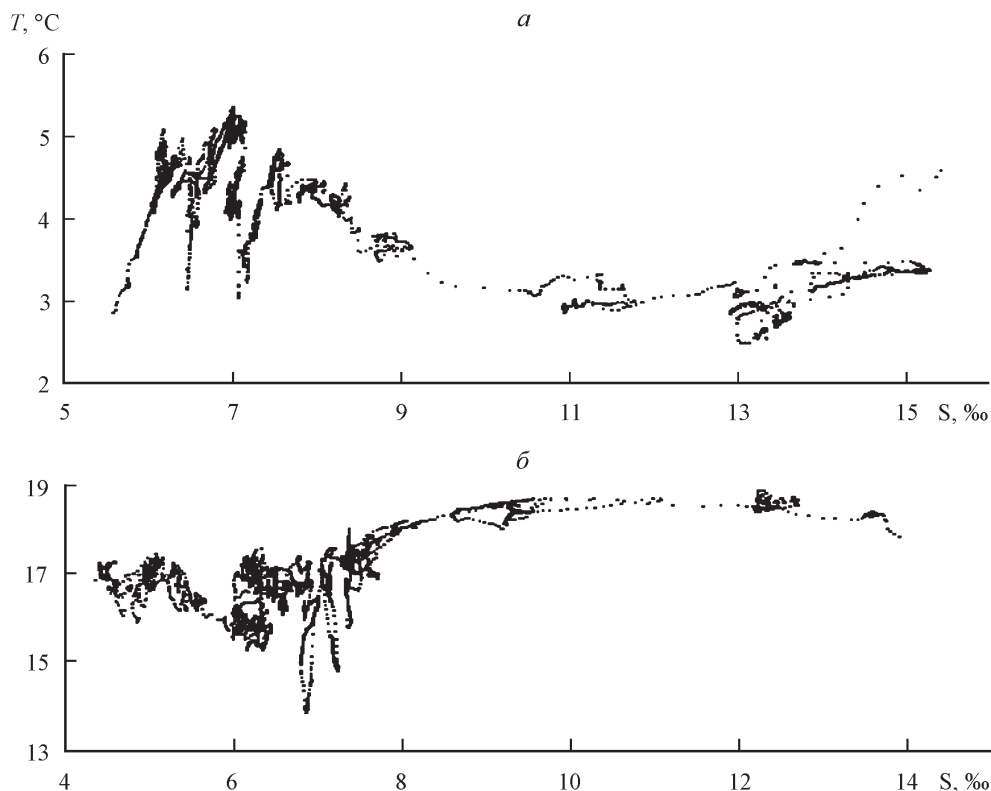


Рис. 5. TS-диаграммы всего рейса Хельсинки—Любек 13.01.09 (а) и Хельсинки—Любек 23.07.09 (б).

Выводы

1. Установка аппаратуры Alg@line на пароме и наличие уже 20-летнего архива данных измерений позволяет дополнить *информационную базу данных* по Балтийскому морю, обобщенную ранее в проектах «Моря СССР» и «ЕСИМО», благодаря квазирегулярности рейсов, многокомпонентности измеряемых величин и высокой частоте (~ 20 с) отсчетов.

2. В упомянутых выше проектах накопленную информацию удалось обобщить лишь в фиксированных точках (ВУ) в диапазонах сезонной и межгодовой изменчивости анализируемых величин. Благодаря проекту Alg@line стало возможным изучить суточную ритмику, внутрисуточную и синоптическую изменчивость, а также получить оценку их сезонной и межгодовой модуляции.

3. Специфика «рейсовой» информации состоит в том, что она аналогична выполнению океанологического разреза, на котором каждое i -е измерение $\xi(r_i, t_i)$ выполняется в точке r_i в момент времени t_i , т. е. аргумент принадлежит двумерному пространству. В статье показана лишь принципиальная возможность выделить пространственный тренд и охарактеризовать суточную ритмику и синоптическую изменчивость термохалинной структуры вод. Однако требуется дальнейшее усовершенствование методов обработки многомерной

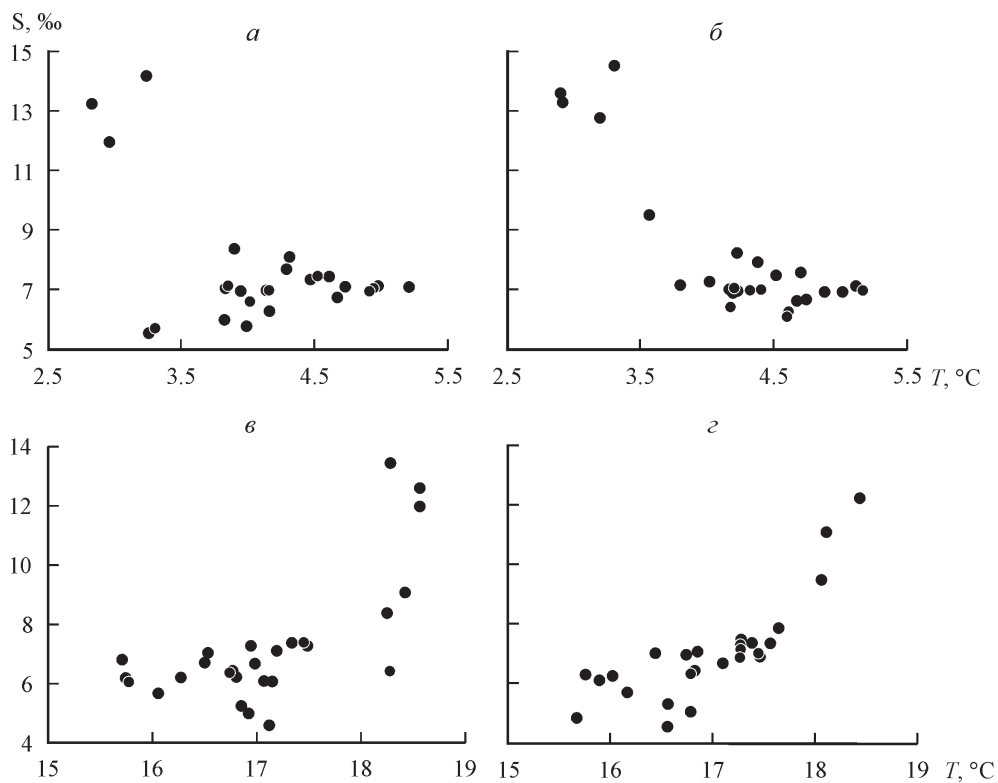


Рис. 6. *TS*-диаграммы среднечасовых значений. Хельсинки—Любек 13.01.09 (*а*), Любек—Хельсинки 15.01.09 (*б*), Хельсинки—Любек 23.07.09 (*в*), Любек—Хельсинки 25.07.09 (*г*).

Таблица 3

Статистические оценки вероятностных характеристик солености и температуры воды, измеренных в рейсах «Finnmaid» Хельсинки—Любек и обратно в январе—феврале и в июле—августе 2009 г.

Дата	r	Соленость, ‰				Температура, °C			
		Min	Max	$S_{\text{ср.}}$	СКО	Min	Max	$T_{\text{ср.}}$	СКО
Зима									
13.01	−.72	4.7	15.4	7.98	2.35	2.5	5.4	4.24	.63
15.01	−.51	5.6	15.5	7.92	2.25	2.3	5.3	4.12	.72
16.01	−.51	5.3	14.2	7.76	1.94	2.0	5.1	3.94	.71
18.01	−.38	5.5	14.3	7.73	1.91	2.1	5.1	3.88	.68
20.01	−.37	5.5	14.8	7.68	1.96	1.7	4.8	3.63	.52
22.01	−.33	5.5	15.2	7.72	1.89	1.7	7.7	3.67	.62
23.01	−.21	5.3	14.8	7.76	1.94	1.5	4.7	3.70	.58
25.01	−.26	5.3	14.8	7.76	1.94	1.5	4.7	3.70	.58
27.01	−.29	5.2	14.6	7.68	1.95	1.3	4.6	3.49	.65
29.01	−.24	5.1	14.6	7.52	1.62	1.1	4.5	3.49	.68
30.01	−.13	5.1	14.6	7.57	1.79	1.1	4.4	3.43	.63
01.02	.08	5.1	14.8	7.63	1.82	.2	4.3	3.29	.67

Таблица 3 (продолжение)

Дата	r	Соленость, ‰				Температура, °C			
		Min	Max	$S_{\text{ср.}}$	СКО	Min	Max	$T_{\text{ср.}}$	СКО
03.02	.01	5.1	14.3	7.44	1.63	.1	4.2	3.04	.67
05.02	.07	5.1	14.5	7.55	1.70	.1	4.2	2.96	.79
06.02	.23	5.1	13.6	7.36	1.39	.0	4.1	2.94	.72
08.02	.16	5.1	13.5	7.43	1.36	.2	4.1	3.02	.73
10.02	.05	5.0	13.3	7.50	1.62	.1	3.8	2.79	.70
12.02	.01	5.1	13.2	7.58	1.52	–.1	3.9	2.81	.76
13.02	.00	4.6	12.4	7.42	1.40	–.2	3.8	2.60	.78
15.02	.00	4.9	12.2	7.48	1.37	–.2	3.7	2.51	.83
17.02	.02	3.6	12.4	7.41	1.38	–.3	3.6	2.32	.85
19.02	.08	4.8	12.1	7.43	1.39	–.2	3.5	2.19	.89
24.02	.25	3.7	12.2	7.49	1.58	–.2	3.4	2.18	.87
26.02	.21	4.9	11.9	7.54	1.56	–.2	3.4	2.25	.84
27.02	.38	4.9	14.2	7.50	1.80	–.2	3.2	2.27	.81
01.03	.41	4.9	14.1	7.57	1.68	–.2	3.3	2.20	.89
Лето									
02.07	.11	4.4	13.1	7.09	1.63	14.12	19.68	17.58	.86
03.07	.55	4.4	13.1	7.01	1.53	15.59	21.13	18.36	1.07
23.07	.66	4.3	13.8	7.11	1.97	13.87	18.89	17.01	.87
25.07	.71	4.4	14.0	7.19	1.93	14.35	18.67	17.01	.77
28.07	.67	4.4	14.2	7.27	2.07	14.57	19.04	17.43	.61
29.07	.62	3.8	15.3	7.18	2.11	15.05	19.26	17.68	.63
31.07	.51	4.5	14.7	7.23	1.96	14.84	18.87	17.65	.57
01.08	.60	4.6	14.3	7.11	1.91	12.64	19.65	17.80	.82
03.08	.48	4.5	14.3	7.13	1.83	16.17	19.18	18.22	.42
04.08	.61	4.5	13.4	7.05	1.64	16.58	20.40	18.73	.63
06.08	.18	4.5	13.5	7.08	1.65	17.86	20.32	19.27	.40
07.08	.09	4.5	13.2	6.99	1.54	17.90	20.75	19.58	.38
09.08	–.18	4.5	13.4	7.05	1.62	16.34	21.21	19.81	.74
27.08	.72	5.0	13.8	7.18	1.67	14.97	19.69	17.93	.95
29.08	.67	4.9	14.0	7.26	1.72	15.94	19.30	17.90	.65
30.08	.24	4.9	15.4	7.45	2.11	9.45	18.68	17.18	1.23
01.09	.42	5.1	15.4	7.43	1.94	11.26	18.48	17.36	.96

информации $\Xi(\vec{r}, t)$ по переменным $(\vec{r}, t)$ с учетом многокомпонентности Ξ и связности компонентов.

Список литературы

- [1] Бухановский А. В., Давидан И. Н., Иванов Н. Е., Рожков В. А. Гидрометеорологический компьютерный справочник Балтийского моря // Труды ГОИН. 2002. Вып. 208. С. 76—95.
- [2] Бухановский А. В., Давидан И. Н., Рожков В. А. Вероятностная модель межгодовой изменчивости солености Балтийского моря // Изв. РГО. 2001. Т. 133, вып. 1. С. 54—62.
- [3] Гидрометеорология и гидрохимия морей СССР. Т. 3 «Балтийское море». Л.: Гимиз, 1992, вып. 1. 450 с.; 1994, вып. 2. 434 с.

- [4] Давидан И. Н., Лопатухин Л. И., Рожков В. А. Ветровое волнение в Мировом океане. Л.: Гимиз, 1985. 256 с.
- [5] Драган Я. П., Рожков В. А., Яворский И. Н. Методы вероятностного анализа ритмики океанологических процессов. Л.: Гимиз, 1987. 319 с.
- [6] Иванов Н. Е., Клеванцов Ю. П., Рожков В. А. Специфика дисперсионного анализа гидрометеорологических процессов и полей // Изв. РГО. 2006. Т. 138, вып. 5. С. 20—39.
- [7] Математическая энциклопедия. М., 1984. Т. 4. С. 543.
- [8] Микулинская С. М., Михайлов Н. Н., Рожков В. А., Шпаер И. С. Метод анализа сезонной изменчивости неэквидистантных временных рядов гидролого-гидрохимических данных // Режимобразующие факторы, информационная база и методы ее анализа. Л.: Гимиз, 1989. С. 109—131.
- [9] Мякишева Н. В., Рожков В. А., Ульянич И. Г., Яворский И. Н. Оценки вероятностных характеристик сезонной и суточной изменчивости гидрометеорологических процессов // Режимобразующие факторы, информационная база и методы ее анализа. Л.: Гимиз, 1989. С. 47—77.
- [10] Рожков В. А. Статистическая гидрометеорология. Ч. 1. Термодинамика. СПбГУ, 2013. 188 с.
- [11] Рожков В. А. Теория и методы статистического оценивания вероятностных характеристик случайных величин и функций с гидрометеорологическими примерами. Кн. 2. СПб.: Гимиз, 2002. С. 534—770.
- [12] Рожков В. А., Трапезников Ю. А., Яворский И. Н. Сопоставление методов оценивания вероятностных характеристик сезонных изменений океанологических процессов // Режимобразующие факторы, информационная база и методы ее анализа. Л.: Гимиз, 1989. С. 138—149.
- [13] Тимченко И. Е. Динамико-стохастические модели состояния океана. Киев: Наукова думка, 1981. 191 с.
- [14] Defant A. Reality and illusion in oceanographic survey // J. Mar. Res. 1950. Vol. 9, N 2. P. 120—138.
- [15] Rantajarvi E. (ed.). Alg@line in 2003: 10 years of innovative plankton monitoring and research and operational information service in the Baltic Sea. Finnish Institute of Marine Research, MERI N 48, 2003.

Санкт-Петербург
 Мурманск
 Хельсинки, Финляндия
 eazakharchuk@rambler.ru
 warzuga@yandex.ru
 varozhk@gmail.com
 seppo.kaitala@ymparisto.fi

* Санкт-Петербургский государственный университет

** СПО ФГБУ «ГОИН»

*** SYKE Институт окружающей среды Финляндии

Поступило в редакцию
 25 февраля 2014 г.